

DOI: 10.19361/j.er.2024.04.08

影子银行化对企业效率的挤出效应研究

胡 婧 张 璇 孙晓玲 李春涛*

摘要：非金融企业从事影子银行业务的逐利行为扭曲了管理层的长期投资决策,降低了企业效率。本文选取 2008—2021 年中国 A 股上市的非金融企业样本,考察非金融企业影子银行化水平对全要素生产率的影响及其机制,结果发现企业的影子银行业务会通过降低创新水平、资本配置效率抑制全要素生产率。关于企业内部治理特征和外部市场监督机制的异质性分析发现,影子银行业务对全要素生产率的负向影响在公司治理水平低、高管具有金融背景、分析师跟踪少、非“四大”会计师事务所审计的企业中更加显著。因此,不断完善影子银行的治理体系,在现阶段金融体制改革中有效引导非金融企业“脱虚向实”,是优化资本配置、促进实体经济高质量发展的关键。

关键词：影子银行化;全要素生产率;资本配置效率;企业创新

中图分类号：F832

一、引言

生产率不等于一切,但长期来看它几乎意味着一切。在推进经济双循环与经济高质量发展的背景下,生产率的提高仍是推动经济发展的重要引擎。然而,自 2010 年起,我国的全要素生产率未得到显著提升。企业技术创新发展面临瓶颈和资源配置低效是其主要原因(刘啟仁、黄建忠,2016;杨汝岱,2015)。随着宏观经济下行,制造业利润越来越低,各种融资成本^①蚕食着企业利润,使实体经济回报率趋低,企业的资金大量涌入虚拟经济,不利于企业生产率的提升。一方面,虚拟经济的膨胀导致研发等生产活动难以获得充足的资金,限制

* 胡婧,上海财经大学公共经济与管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:hj_0210@163.com;张璇(通讯作者),中南财经政法大学统计与数学学院,邮政编码:430073,电子信箱:zhangx_amy858@163.com;孙晓玲,上海浦东发展银行信息科技部,邮政编码:230041,电子信箱:zero_xiaol@163.com;李春涛,河南大学国际商学院,邮政编码:475001,电子信箱:chl@henu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金面上项目“经理人诚信的测度及其对企业创新的多维影响研究:融资成本、治理行为与声誉机制”(72072051)和国家自然科学基金面上项目“多维利益相关者框架下金融市场的食品安全治理机制研究:内部治理、市场约束和债权人监督”(72372161)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,文责自负。

① 商业银行基于风险补偿的考虑,给民营企业的贷款利率会较国有企业上浮 20% 左右。此外,大部分民营企业在融资过程中由于缺少抵押物需要缴纳风险保证金,还需要承担额外的来自担保公司的担保费。当通过发债的方式进行融资时,企业需要承担利息费用、中介机构费用、登记托管、发行推介、宣传推广等附加的融资成本。

企业的生产性投资和技术升级相关行为(任宇新等,2022);另一方面,在金融业务利润较高且实体投资机会较少的背景下(何德旭、王朝阳,2017),企业将投资重心逐渐转至金融活动,不利于资本配置效率的提升。在高额利差的诱惑下,大量非金融企业尤其是国有企业凭借自身融资优势,将资金投入到影子银行业务中(李建军、韩珣,2019),寻求短期的利润回报,呈现出“脱实向虚”的态势,导致资本结构严重失衡。因此,深入刻画非金融企业影子银行化水平对全要素生产率的影响不仅有助于优化影子银行业务的治理效应,还能为提高全要素生产率探索新路径。

影子银行业务会增加企业资金的流动性风险、改变企业生产项目的选择倾向、增加内部套利空间等,从而影响全要素生产率。首先,影子银行活动具有高风险性,会增加企业资金回收的难度(沈红波等,2013),降低企业的资本配置效率和生产率。其次,影子银行活动会通过增加企业财务杠杆,限制资金流动性、挤占企业的研发投入(李建军、韩珣,2019),并使管理层更倾向于获得眼前的高额收益而降低创新动机,进一步阻碍企业的技术升级,降低企业的全要素生产率(罗佳等,2023)。

目前关于非金融企业影子银行化对资本市场影响的研究主要关注影子银行业务引发的风险问题和对企业创新效率的挤出效应。一方面,企业影子银行活动存在信息不对称较高、游离于监管之外等问题(李建军、韩珣,2019),导致企业的杠杆率明显增加(钟宁桦等,2016),加重企业经营风险(杜剑等,2022)、股价崩盘风险(司登奎等,2021);另一方面,企业影子银行活动通过挤出主营业务投资(黄贤环、王翠,2021)以及加剧企业现金流波动来抑制企业创新(韩珣等,2022)。虽然企业的创新产出和风险水平都与其生产率相关,但影子银行活动对企业生产率的影响及其机制并未得到充分刻画。企业的生存及其在行业中的竞争优势最终都取决于全要素生产率,因此,深入刻画影子银行业务对企业全要素生产率的影响及其机制是对非金融企业影子银行化经济后果的进一步探索。

基于此,本文选取2008—2021年中国A股上市公司中的非金融企业为研究样本,考察非金融企业影子银行化对全要素生产率的影响。实证研究发现,企业经营影子银行业务会抑制全要素生产率的提升。通过更换全要素生产率测算指标、调整时间窗口、去除中央企业和直辖市企业样本等稳健性检验,以及通过构建工具变量进行内生性问题分析后发现,参与影子银行活动仍然显著抑制企业的全要素生产率提升。机制检验发现,非金融企业的影子银行化会通过降低企业的创新水平、资本配置效率抑制全要素生产率提升。此外,本文进一步从公司内部治理特征和外部市场监督角度进行异质性分析,发现参与影子银行业务对企业全要素生产率的不利影响在公司治理水平低、高管具有金融背景的企业,以及分析师跟踪少、非“四大”会计师事务所审计的企业中更加显著。

本文可能的创新点在于:第一,现有对非金融企业影子银行化的研究主要考虑企业的风险和创新效率,缺乏“脱虚向实”对企业生产效率促进作用的直接证据。全要素生产率综合反映了企业的资源配置效率、技术发展水平以及多种投入组合转化成产出的总体效率,企业能否发展、在行业中是否具有市场竞争力都依托于全要素生产率。因此,本文从企业微观层面进一步拓展了现有对“脱实向虚”经济后果的研究。第二,本文深入剖析非金融企业影子银行化对全要素生产率的影响渠道,从资本配置效率、创新水平的角度分析参与影子银行活动对企业全要素生产率的影响,是对现有影子银行化研究的丰富和细化。第三,从内部治理与外部监督两个视角,考察影子银行化对全要素生产率影响的异质性,为“脱实向虚”对实体经济的影响路径提供理论支撑和经验证据。

二、影响机制与研究假设

虽然参与影子银行活动使非金融企业获得了金融业务带来的高收益,但企业的资金使用重心也逐渐从生产经营和技术创新向金融投资领域转移,这不利于企业生产率的提升,导致实体经济呈现“脱实向虚”的发展趋势。另外,对于制造业企业而言,由于不擅于金融资产的投资管理和金融产品的业务风险评估(李建军、韩珣,2019),过多的影子银行业务会增加企业的经营风险,从而影响企业的全要素生产率。因此,本文从资本配置效率、创新水平的角度分析企业影子银行化水平对全要素生产率的影响机制。

(一) 资本配置效率

首先,影子银行业务会不断推高企业的流动性风险,影响资金周转与使用效率,从而降低企业全要素生产率。影子银行活动的复杂程度加重了企业资金投向的不透明度(李青原等,2022),部分企业借助影子银行渠道将短期资金借贷给长期项目,增加了自身的资金流动性风险^①。资金流动性不足直接降低了企业的资本配置效率,进一步限制资金流向边际生产率较高的项目,使资本产出难以最优化,从而抑制企业的全要素生产率(钱雪松等,2018)。其次,影子银行活动直接限制了企业生产和发展的资金投入,影响企业的资本结构,从而降低全要素生产率。由于影子银行业务可以使企业在短期内通过加杠杆获得高额利润,吸引企业在影子银行领域投入大量资金^②,极大扭曲了企业的资本结构,导致企业没有充足的资金进行技术提升和设备更新,生产难以转型升级(钱雪松等,2018),迫使企业进行低效率投资,从而降低全要素生产率。基于此,本文提出:

假设1:非金融企业影子银行化会通过降低企业资本配置效率抑制全要素生产率的提升。

(二) 创新水平

创新是企业发展的第一驱动力。技术创新需要企业长期投入大量的资金,而非金融企业从事影子银行业务会抑制企业的创新投入(李姝等,2018)。一方面,影子银行业务拉高财务杠杆,增加企业的财务风险和破产风险,从而使企业陷入困境,抑制企业的研发创新活动。由于房地产等金融行业的高杠杆交易为影子银行业务带来高收益,这种“财富效应”可以起到美化企业资产负债表的作用(李程、赵一杰,2019),为企业带来扩大杠杆经营的冲动,吸引企业将更多的资金投入房地产等金融行业。而一旦整体经济处于下行阶段,高杠杆经营会增大金融行业风险的传染速度,导致影子银行的损失成倍增加,使企业面临财务危机,陷入融资困境,从而抑制企业的研发创新(李建军、韩珣,2019)。另一方面,企业更倾向于获得眼前高额收益,降低创新动机。研发活动具有周期长、回报慢的特点,企业为了追求短期利润,会将大量人力和资金从研发投入转移到影子银行业务中(韩珣等,2022),对创新投资产生“挤出效应”。

技术进步是企业全要素生产率提升的关键因素(任宇新等,2022),企业创新投入不足不利于企业生产率水平的提升(李宏亮、谢建国,2018)。一方面,生产技术和生产工艺的创新不仅能够提高产品数量和质量,而且能够有效提高资本和劳动要素投入的边际产出,提升企业的生产率水平;另一方面,新技术和新设备的应用可能使要素投入向边际产出更高的一方

①彭江,2022:《精准拆解影子银行风险》,《经济日报》9月15日,第07版。

②中国银保监会政策研究局课题组、中国银保监会统计信息与风险监测部课题组,2020:《中国影子银行报告》,《金融监管研究》第11期。

倾斜,从而优化要素配置,提升生产率。此外,新产品的开发有利于企业在市场竞争中增强自身产品的核心竞争力,提高产品的市场份额(刘敏仁、黄建忠,2016),使企业能维持较高的生产率。基于此,本文提出:

假设2:非金融企业影子银行化会通过降低企业创新水平抑制全要素生产率的提升。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以2008—2021年中国A股上市公司中的非金融企业为研究样本,其中非金融企业影子银行化数据由上市公司的委托贷款公告和财务数据整理得到。本文所使用的其他上市公司相关数据来自国泰安数据库和Wind数据库。本文对样本进行如下处理:(1)删除主要变量数值缺失的样本;(2)删除有ST标识的样本;(3)对所有的连续变量进行缩尾处理,最终得到29 629个公司-年度观测值。

(二)模型设定

本文参考宋敏等(2021)的做法,构建以下固定效应模型,分析非金融企业影子银行化对全要素生产率的影响:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sharate_{it} + Controls_{it} + Year_t + \vartheta_i + \mu_{it} \quad (1)$$

模型(1)中:被解释变量 TFP_{it} 为使用LP法(TFP_LP)和OP法(TFP_OP)测算的企业 i 在第 t 年的全要素生产率,同时控制年份($Year_t$)和企业个体(ϑ_i)固定效应,并进行企业和年份层面的标准误差聚类修正。 $Sharate_{it}$ 表示企业 i 第 t 年的影子银行化水平,使用企业的各类影子银行产品总值与总资产的比值来度量; $Controls_{it}$ 表示企业个体特征的其他控制变量; μ_{it} 为随机误差项。

(三)变量度量

1.非金融企业影子银行化

非金融企业开展影子银行业务主要有以下两个途径:(1)直接担任信用中介,通过发放委托贷款、参与民间借贷等途径开展影子银行业务;(2)间接参与影子信贷市场,通过购买银行发布的影子存款产品、各类理财产品等间接开展影子银行业务。鉴于此,本文采用非金融企业发放的委托贷款、购买的委托理财、参与的民间借贷以及购买的各类影子信贷产品的总值除以总资产来度量非金融企业影子银行化水平($Sharate$),这与李建军和韩珣(2019)的做法类似。此外,由于企业参与民间借贷的数据不便直接获取,本文参考Jiang等(2010)的做法,以非金融企业资产负债表中“其他应收款”科目资金数值作为参与民间借贷金额的代理变量。

2.全要素生产率

计算企业全要素生产率的传统方法是通过OLS回归,也有部分学者使用固定效应和工具变量法来控制其中的内生性问题。但由于工具变量的较难获取和面板数据的局限性,测算精准的全要素生产率仍然存在较大的难度。半参数的OP和LP方法可以很好地解决这个问题,这两种测算方法也在学术研究中得到广泛应用。基于此,本文使用LP法和OP法测算全要素生产率,并进行回归分析。为计算全要素生产率,本文估计模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a ED_{it} + \beta_s Pro_{it} + \beta_e EX_{it} + \sum_m \delta_m Year_m + \sum_n \lambda_n Reg_n + \sum_k \zeta_k Ind_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中: Y_{it} 表示企业 i 在第 t 年末营业总收入; K_{it} 表示企业 i 在第 t 年的资本投入,使用企业的年末固定资产来衡量; L_{it} 表示企业 i 在第 t 年的劳动投入,使用企业的年末从业人员规模来衡

量; ED_{it} 表示企业 i 在 t 年的年龄,用当前年份与成立年份的差值来衡量; Pro_{it} 表示企业 i 在 t 年是否为国有企业的虚拟变量,是则取值为 1,反之为 0; EX_{it} 表示企业 i 在 t 年是否参与出口活动的虚拟变量,是则取值为 1,反之为 0; $Year_m$ 、 Reg_n 和 Ind_k 分别代表年份、地区和行业的虚拟变量; ε_{it} 为残差项。通过对模型(2)进行参数估计,进一步计算模型中的残差,即为全要素生产率(TFP_LP 、 TFP_OP)。为了保留投资额缺失的样本数据,使用 LP 法在计算全要素生产率时,采用企业的中间投入作为辅助变量。

3.控制变量

模型中的其他控制变量为:企业规模($\ln Size$),采用企业年末总资产的对数度量;企业资产负债率(Lev),采用企业年末总负债与总资产之比表示;企业资产回报率(ROA),采用企业年末净利润与总资产之比度量;企业年龄(Age),采用样本当期年份与上市年份的差值衡量;企业盈利能力($Profit$),采用企业年末净利润与营业总收入的比值度量;企业成长性($Growth$),采用企业营业收入增长率度量;企业净资产收益率(ROE),采用企业年末净利润与净资产的比值度量;企业无形资产比率($Intangible$),采用企业年末无形资产与总资产之比度量;企业流动比率($liquid$),采用企业年末流动资产与总资产的比值表示;企业股权集中度($Top10$),采用企业前十大股东的持股比例度量。

(四)主要变量的描述性统计

表 1 报告了被解释变量(TFP_LP 、 TFP_OP)、核心解释变量($Sharate$)和所有控制变量的描述性统计结果。其中,全要素生产率(TFP_LP)的均值(中位数)为 8.332(8.236),最小值为 4.018,最大值为 13.176,总体分布略右偏,即大部分企业的全要素生产率水平低于平均值, TFP_OP 的分布情况与 TFP_LP 类似。影子银行化水平($Sharate$)的样本均值(中位数)为 0.099(0),最大值达到了 0.853,说明样本企业影子银行化水平存在较大的差异。股权集中度($Top10$)均值为 57.730%,最小值为 22.800%,最大值为 90.370%,表明样本中大股东持股占比具有一定的差异性,且样本企业营业收入增长率均值为 0.177。其他变量的分布特征也基本符合预期。

表 1 变量描述性统计表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
TFP_LP	29 629	8.332	1.065	4.018	7.620	8.236	8.937	13.176
TFP_OP	29 629	6.634	0.875	4.497	6.034	6.541	7.145	9.385
$Sharate$	29 629	0.099	0.187	0	0	0	0.108	0.853
$\ln Size$	29 629	22.122	1.252	19.797	21.230	21.951	22.825	26.062
Lev	29 629	0.433	0.202	0.057	0.274	0.428	0.583	0.906
ROA	29 629	0.034	0.068	-0.299	0.012	0.036	0.066	0.200
Age	29 629	9.777	6.793	0	4	9	15	31
$Profit$	29 629	0.055	0.182	-0.989	0.020	0.061	0.125	0.473
$Growth$	29 629	0.177	0.409	-0.549	-0.021	0.113	0.276	2.607
ROE	29 629	0.041	0.192	-1.255	0.026	0.066	0.113	0.331
$Intangible$	29 629	0.049	0.052	0	0.019	0.036	0.059	0.326
$liquid$	29 629	0.552	0.195	0.095	0.418	0.566	0.700	0.924
$Top10$ (%)	29 629	57.730	15.059	22.800	46.990	58.450	69.050	90.370

四、实证分析

(一)固定效应模型的结果分析

表 2 报告了企业影子银行化水平对全要素生产率影响的实证结果,为了消除数据的相

关性,本文使用企业和年份聚类对回归标准误进行修正。第(1)、(3)列为不施加任何控制变量约束情况下企业影子银行化水平对全要素生产率的回归结果,系数为负且显著;第(2)、(4)列为控制了企业层面特征后的回归结果,发现影子银行化(*Sharate*)对全要素生产率(*TFP_LP*、*TFP_OP*)的回归系数分别为-0.089 和-0.100,并通过了显著性检验,表明非金融企业影子银行化会抑制全要素生产率的提升。可能的原因是:首先,影子银行规模的扩大增加了企业资金的流动性风险,从而影响企业的资本配置效率,这将进一步限制企业的资金流向边际生产率较高的项目,抑制全要素生产率的提高。其次,影子银行业务会通过增加财务杠杆提高企业的财务风险、挤占企业的研发投入,而企业研发投入和产出的减少将直接影响企业的生产效率和产品质量,从而降低企业的全要素生产率。

表 2 企业影子银行化对全要素生产率影响的基准回归结果	TFP_LP		TFP_OP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Sharate</i>	-0.052 *** (-2.68)	-0.089 *** (-6.25)	-0.058 *** (-3.45)	-0.100 *** (-7.39)
<i>lnSize</i>		0.583 *** (82.28)		0.405 *** (60.35)
<i>Lev</i>		0.221 *** (7.90)		0.167 *** (6.12)
<i>ROA</i>		1.242 *** (7.69)		1.264 *** (8.78)
<i>Age</i>		0.069 *** (3.04)		0.085 *** (3.86)
<i>Profit</i>		-0.065 (-1.33)		-0.076 * (-1.73)
<i>Growth</i>		0.193 *** (24.40)		0.189 *** (24.72)
<i>ROE</i>		-0.016 (-0.44)		-0.016 (-0.46)
<i>Intangible</i>		0.320 *** (3.25)		0.075 (0.79)
<i>liquid</i>		1.230 *** (39.41)		1.027 *** (35.03)
<i>Top10</i> (%)		-0.003 *** (-9.81)		-0.003 *** (-10.18)
<i>Cons</i>	7.767 *** (485.79)	-5.379 *** (-34.22)	6.151 *** (421.71)	-3.110 *** (-20.77)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	29 629	29 629	29 629	29 629
Adj.R ²	0.27	0.63	0.27	0.54

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号里是系数显著性检验 *t* 值,所有回归结果的标准误均为对企业和年份聚类修正后的标准误。后续表格若不作特别说明,均与表 2 相同。

回归结果中的控制变量与企业全要素生产率的关系也基本达到了理论预期:资产回报率(*ROA*)的系数在 1% 的水平下显著为正,表明资产回报率越高,就越有充足的资金从事研发创新工作,企业全要素生产率就越高;股权集中度(*Top10*)的系数显著为负,表明企业的大股东持股比例越高,内部人进行机会操作的可能性越大,企业的代理成本越高,企业全要素生产率就越低;企业成长性(*Growth*)的系数显著为正,一般而言,成长性越高的企业越追求长期发展,较少参与游离于主营业务之外的影子银行活动,并且这类企业能够很好地适应外

部环境的变化、具有较强的持续经营能力(宋敏等,2021),因此,成长性越好的企业具有越高的全要素生产率。

(二) 稳健性检验

1. 更换全要素生产率测算指标

为检验回归结果的稳健性,本文使用其他方法测算全要素生产率进行回归分析。在已有的全要素生产率研究中,较多文献选用 OLS 法和 FE 法测算全要素生产率,因此,本文将使用 OLS 法和 FE 法重新估计,记为 TFP_{OLS} 和 TFP_{FE} 。更换全要素生产率测算指标后,回归结果如表 3 第(1)、(2)列所示。根据回归结果,企业影子银行化对全要素生产率的回归系数仍然在 1%的水平下显著为负,与前文的结果一致,证实了结论的可靠性。

2. 使用修正的全要素生产率

企业会根据已有的资本投入量和实际的产出水平决定中间投入的大小,因此,在使用 OP 法和 LP 法估计全要素生产率时可能会出现偏误。Akerberg 等(2007)在测算全要素生产率时,对 LP 法和 OP 法的假设条件进行修正,提高了估计结果的准确性。因此,本文将采用 ACF 法对 LP 法和 OP 法进行修正,回归结果如表 3 第(3)列所示。其中,影子银行化水平($Sharate$)的回归系数为-0.036,证明了结论的稳健性。

3. Wooldridge GMM 法

Wooldridge (2009)对 OP 法和 LP 法进行了改进,提出了基于 GMM 的一步估计法。该方法具有两个特点:首先,GMM 法克服了 ACF 法提出的在第一步估计中潜在的识别问题;其次,在考虑序列相关和异方差的情况下能够得到稳健标准误。因此,本文进一步采用 GMM 法测算全要素生产率进行稳健性检验。表 3 第(4)列的回归系数仍然显著为负,证明了结论的稳健性。

表 3 更换全要素生产率测算方法的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_{OLS}	TFP_{FE}	TFP_{ACF}	TFP_{GMM}
$Sharate$	-0.111 *** (-8.04)	-0.113 *** (-8.07)	-0.036 *** (-4.88)	-0.075 *** (-4.47)
$Cons$	-6.790 *** (-43.37)	-7.190 *** (-45.24)	-0.013 (-0.20)	-1.879 *** (-10.56)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	29 629	29 629	29 629	29 629
$Adj.R^2$	0.73	0.74	0.22	0.34

注: $Controls$ 表示模型中的其他控制变量,与(1)式相同。后续表格若不作特别注释,均与表 3 相同。

4. 调整时间窗口

2008 年金融危机、2020 年疫情对全球经济造成巨大影响。为避免由这两次突发事件带来的经济波动对研究结果的影响,本文将样本的时间窗口调整到 2010—2019 年,调整后的样本剩余 21 135 条公司-年度观测值。根据表 4 第(1)、(2)列回归结果,影子银行化水平($Sharate$)的回归系数均显著为负,进一步证明研究结果稳健。

5. 去除中央企业、直辖市企业

相较于其他企业,中央企业担负着平衡宏观经济的重要使命,在经济发展和社会生活中还肩负着稳定就业的职责。中央企业容易获得更多的银行信贷融资,因此中央企业开展影

子银行业务的可能性更大。另外,相较于其他地区,直辖市的经济更为发达,金融发展程度更高,银行信贷受到的监管更强,信息透明度更高,因此处于直辖市企业的影子银行业务更容易受到监管。本文剔除中央企业和直辖市企业样本,进行稳健性检验,回归结果如表 4 第(3)、(4)列所示。在去除中央企业和直辖市企业样本后,企业影子银行化水平(*Sharate*)的回归系数均在 1%的水平下显著为负,进一步证明研究结果的稳健性。

6. 只保留中央企业、直辖市企业

表 4 第(5)、(6)列报告了只保留中央企业和直辖市企业样本的回归结果,发现企业影子银行化水平(*Sharate*)的回归系数仍然显著为负,与前文经验分析结果一致,即影子银行化水平对企业全要素生产率的影响没有受到中央企业和直辖市企业样本的影响。

表 4 剔除部分样本的回归结果

	调整时间窗口		去除中央企业、直辖市企业		中央企业、直辖市企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Sharate</i>	-0.066 *** (-3.89)	-0.077 *** (-4.77)	-0.091 *** (-5.68)	-0.103 *** (-6.81)	-0.090 *** (-2.90)	-0.080 *** (-2.69)
<i>Cons</i>	-5.811 *** (-19.71)	-3.605 *** (-13.52)	-5.264 *** (-29.14)	-2.975 *** (-17.48)	-5.411 *** (-13.97)	-3.243 *** (-8.47)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21 135	21 135	23 866	23 866	5 763	5 763
<i>Adj.R</i> ²	0.58	0.49	0.62	0.54	0.62	0.52

(三) 内生性问题

一方面,企业影子银行业务的高额收益会使企业将重心转移到金融活动中,忽视企业的生产经营活动,降低全要素生产率;另一方面,生产率低的企业更倾向于开展影子银行活动,因为金融活动会更快地增加企业收益。因此,前文的经验模型可能存在反向因果问题。本文参考李建军和韩珣(2019)的方法,构造同行业同年份其他上市企业的影子银行化水平均值(*Avg_sharate*)作为本企业影子银行化水平的工具变量。首先,由于同行业同年份上市企业具有相似的内部和外部环境,其影子银行化水平之间具有较强的相关性;其次,本企业的全要素生产率与其他企业的影子银行化水平无关,满足外生性要求。

基于构造的工具变量建立两阶段最小二乘模型,结果如表 5 所示。

表 5 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Sharate</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Sharate_hat</i>		-0.545 *** (-3.96)	-2.092 *** (-12.97)
<i>Avg_sharate</i>	0.654 *** (23.92)		
<i>Cons</i>	0.011 (0.60)	-7.346 *** (-97.83)	-4.546 *** (-55.83)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
N	29 629	29 629	29 629
<i>Adj.R</i> ²	0.23	0.73	0.47

表 5 第(1)列为第一阶段工具变量($Avg_sharate$)对影子银行化水平($Sharate$)的回归结果,系数为 0.654,且通过了 1%的显著性检验,可见同年份同行业其他企业的影子银行化水平均值对该企业的影子银行化水平具有较强的解释性,二者呈正相关关系。第(2)、(3)列为第二阶段回归结果,其中,第二阶段回归中的解释变量 $Sharate_hat$ 为第一阶段回归得到的影子银行化水平($Sharate$)的拟合值。根据回归结果,使用工具变量后企业影子银行化水平对全要素生产率的回归系数仍然显著为负,证明了结果的可靠性,即非金融企业从事影子银行业务会抑制企业全要素生产率的提升。

五、影响机制检验

在高额利差的诱惑下,企业凭借自身融资优势,将资金通过担任信用中介或购买影子产品的方式投入到影子银行业务中(李建军、韩珣,2019),寻求短期的利润回报,呈现出“脱实向虚”的趋势,影响企业的资本配置效率并抑制企业的创新产出,从而造成全要素生产率下降。为了考察企业影子银行活动对全要素生产率的影响渠道,本文进一步进行影响机制分析。

(一) 基于资本配置效率的机制分析

资本配置效率反映了企业的资金使用效率和经营管理水平,当决策者利用可支配现金流进行最优组合的投资决策时,企业的资金流向高效率部门,资本才能得到“有效配置”。因此,只有将资本投资于有利的投资项目才能获得更多利益,提升企业的资本配置效率,即投资效率是反映企业资本配置效率的重要指标之一。基于此,本文参考曙光和马忠(2022)的做法,通过估计正常投资水平与实际投资水平的差额,度量企业的非效率投资($None$),从而衡量企业的资本配置效率。具体模型如下所示:

$$Invest_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Growth_{it-1} + \alpha_2 Lev_{it-1} + \alpha_3 Cash_{it-1} + \alpha_4 Age_{it-1} + \alpha_5 lnSize_{it-1} + \alpha_6 Return_{it-1} + \alpha_7 Invest_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

模型(3)中: $Invest_{it}$ 为企业*i*在*t*年的新增投资,采用投资额与期末总资产的比值来度量; $Growth_{it-1}$ 为企业成长性; Lev_{it-1} 为企业资产负债率; $Cash_{it-1}$ 为企业*i*在*t-1*年的现金及现金等价物与年末总资产的比值; Age_{it-1} 为企业年龄; $lnSize_{it-1}$ 为企业规模; $Return_{it-1}$ 为公司股票的年度回报。残差 ε_{it} 反映了企业的资本配置效率水平,残差绝对值越大说明企业的非效率投资越高,资本配置效率越低。表 6 第(1)列反映了影子银行化水平对企业资本配置效率的影响,根据回归结果,开展影子银行业务越多,企业的非效率投资越多,即资本配置效率越低。进一步将资本配置效率($None$)及其与影子银行化水平的交互项($Sharate \times None$)放入模型(1)中,根据表 6 第(2)、(3)列回归结果发现,交互项的系数显著为负,因此,企业非效率投资对影子银行化与全要素生产率的影响关系具有显著的促进作用,即企业扩大影子银行业务会通过降低资本配置效率,抑制企业全要素生产率的提高。

虽然投资效率可以反映资本利用的有效程度,但是资本配置效率的高低不应该仅依据企业投入产出的最终比率,更需要比较投资水平是否与企业所面临的投资机会相匹配(钱雪松等,2018)。因此,本文进一步借鉴钱雪松等(2018)的做法,运用企业“投资-投资机会”敏感性模型考察企业开展影子银行业务对资本配置效率的影响,从而检验影子银行化水平对全要素生产率的影响机制。具体模型如下所示:

$$Inv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ROA_{i,t-1} + \alpha_2 Sharate_{it} \times ROA_{i,t-1} + \alpha_3 Sharate_{it} + Controls_{it} + Year_t + \vartheta_i + \mu_{it} \tag{4}$$

模型(4)中: Inv_{it} 为企业*i*在*t*年的投资水平,采用“(资本支出+并购支出-出售长期资产-折旧)/资产总计”度量; $ROA_{i,t-1}$ 为企业*i*在*t-1*年的资产回报率;其他变量与模型(1)保持一致。其中,

$Sharate_{it} \times ROA_{i,t-1}$ 的系数 α_2 反映了影子银行化水平对资本配置效率的影响,根据表 6 第(4)列回归结果, $Sharate_{it} \times ROA_{i,t-1}$ 的系数 α_2 在 5%的水平下显著为负,即影子银行化水平的上升降低了企业投资对投资机会的敏感程度,资本配置效率随之下降,从而抑制全要素生产率的提高。

表 6 基于资本配置效率的机制回归结果

	非效率资本配置			投资-投资机会
	(1)	(2)	(3)	(4)
	None	TFP_LP	TFP_OP	Inv
Sharate	0.007 *** (3.69)	-0.053 ** (-2.56)	-0.090 *** (-4.54)	0.054 (0.32)
None		-0.109 (-1.22)	-0.116 (-1.29)	
Sharate×None		-1.386 *** (-3.67)	-0.610 * (-1.79)	
ROA _{t-1}				0.017 (0.41)
Sharate×ROA _{t-1}				-1.365 ** (-2.20)
Cons	0.089 *** (5.51)	-5.488 *** (-32.99)	-3.313 *** (-20.68)	20.996 *** (16.87)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24 078	24 078	24 078	26 835
Adj. R ²	0.02	0.60	0.50	0.03

(二) 基于创新水平的机制分析

本文分别从创新投入和创新产出两个角度测度企业创新水平。一方面,本文使用企业的研发投入来衡量企业的创新投入水平 $Innov_{it}$ 。其次,由于创新投入指标不能准确地反映企业的技术创新成果(凌润泽等,2021),本文进一步使用企业的专利引用次数作为创新产出质量的测度指标 $Patent_{it}$ 。表 7 报告了基于企业创新水平的调节效应模型的回归结果。

表 7 基于创新水平的机制回归结果

	创新投入			创新产出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Innov	TFP_LP	TFP_OP	Patent	TFP_LP	TFP_OP
Sharate	-0.138 *** (-5.56)	-0.610 *** (-3.15)	-0.398 ** (-2.22)	-0.183 *** (-3.31)	-0.089 *** (-5.16)	-0.101 *** (-6.10)
Innov		0.080 *** (15.40)	0.051 *** (10.32)			
Sharate×Innov		0.031 *** (2.84)	0.018 * (1.84)			
Patent					-0.000 (-0.30)	-0.000 (-0.39)
Sharate×Patent					0.021 *** (3.84)	0.011 * (1.82)
Cons	-0.252 (-0.81)	-5.738 *** (-30.09)	-3.518 *** (-19.86)	-3.036 *** (-5.41)	-5.229 *** (-23.82)	-3.170 *** (-15.27)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23 919	23 919	23 919	17 841	17 841	17 841
Adj. R ²	0.52	0.61	0.52	0.02	0.59	0.49

根据表 7 第(1)、(4)列影子银行化对企业创新水平的影响结果,开展影子银行业务会显著抑制企业创新水平的提高。进一步在模型中加入企业创新水平指标及其与影子银行化水平的交互项,回归结果显示交互项系数显著为正,表明在创新水平较低的样本中,影子银行化水平对全要素生产率的抑制作用更强,即非金融企业的影子银行化会通过抑制创新水平降低企业全要素生产率。

六、进一步分析

(一) 基于内部治理特征的异质性分析

1. 基于公司治理水平的异质性分析

公司治理的本质是促进公司健全运作,提升公司价值,实现股东价值最大化。一方面,公司治理水平越高,越可以全面掌握股东、董事会、高管及其他利益相关者的治理信息,缓解信息不对称。因此,对于治理水平较高的公司而言,管理层或大股东通过影子银行活动谋取私利被发现的概率增大,即约束了管理层和大股东的不当行为,从而减弱影子银行活动对全要素生产率的抑制作用。另一方面,公司治理水平越高,意味着董事会、监事会、高管等均有效地参与到了公司运作中,改善了“一股独大”“一掌遮天”的局面,因此,公司会通过多部门的有效监督和管理,更准确地识别影子银行活动中可能存在的风险,从而避免影子银行化的风险影响公司价值,即全要素生产率水平。

因此,本文结合严若森等(2018)的做法,从内部治理的监督机制和激励机制两个角度构建公司治理水平的综合指标,并筛选出综合第一大股东持股比例(*Top1*)、第二到第十大股东持股比例(*Top2*)、独立董事比例(*Indbr*)、董事会持股比例(*bsh*)、高管前三名薪酬总计(*lnes*)、董事会规模(*bsize*)、监事会规模(*susize*)、是否两职合一(*dual*)8个公司治理的备选指标。根据主成分分析法,计算得到公司治理水平的综合指标 *C*^①。为了进一步考察公司治理水平对影子银行化与全要素生产率的相关性影响,本文以公司治理水平的四分位数划分样本,处于前 25%区间的样本视为高治理水平公司,处于后 25%区间的样本视为低治理水平公司,结果如表 8 第(1)―(4)列所示。估计结果显示,在公司治理水平较高的上市公司样本中,影子银行化水平(*Sharate*)回归系数的绝对值和显著性均低于公司治理水平较低的样本,且通过了系数差异性检验。这表明当公司治理水平较高时,管理层和大股东行为受到的约束较强,迫使管理层不能急于追求眼前的利益而忽视对生产发展的投入。而当公司治理水平较低时,股东对管理层进行监督的热情下降,代理成本上升,影子银行化对全要素生产率的抑制作用愈发明显。

2. 基于高管金融背景的异质性分析

高管是公司投资的主要决策者,具有金融背景的高管具备对金融行业的整体认知和金融投资能力,更擅长评估金融产品的业务风险水平(李建军、韩珣,2019)。因此,与没有金融背景的高管相比,具有金融背景的高管更倾向于利用之前金融工作中积累的经验 and 资源渠道进行影子银行活动(李刚等,2021)。另外,在进行投资决策的过程中,具有金融背景的高管往往也会产生过度自信的问题,高管可能凭借自身的金融背景和相关资源渠道,更倾向于从事具有高风险的金融资产投资(杜勇等,2019)。这种对于未来企业现金流风险和金融风

①限于篇幅,主成分分析的 KMO 检验和 Bartlett 球形方法检验结果留存备索。

险过度乐观的行为会加重影子银行化对企业全要素生产率的抑制作用。为了进一步考察高管金融背景对非金融企业影子银行化与全要素生产率相关性的影响,本文以高管是否具有金融背景划分样本,进行回归分析,结果如表 8 第(5)—(8)列所示。估计结果表明,在高管具有金融背景的样本中,企业影子银行化水平(*Sharate*)对全要素生产率的影响更大,且通过了系数的差异性检验。这表明,当高管具有金融背景时,高管的过度自信等原因导致企业影子银行化对全要素生产率的影响更为显著。

	公司治理水平				金融背景			
	<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>		<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高	低	高	低	有	无	有	无
<i>Sharate</i>	-0.037 (-1.41)	-0.074 * (-1.90)	-0.031 (-1.31)	-0.132 *** (-3.44)	-0.167 ** (-2.18)	-0.085 *** (-5.74)	-0.125 * (-1.78)	-0.098 *** (-6.91)
<i>Cons</i>	-5.804 *** (-15.05)	-4.190 *** (-14.01)	-3.597 *** (-9.88)	-2.028 *** (-6.73)	-6.497 *** (-7.08)	-5.725 *** (-35.63)	-2.551 *** (-2.71)	-3.535 *** (-23.36)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 020	7 020	7 020	7 020	1 549	27 530	1 549	27 530
<i>Adj. R</i> ²	0.62	0.54	0.56	0.42	0.61	0.60	0.45	0.50
系数差异 <i>P</i> 值	0.054		0.021		0.014		0.000	

(二) 基于外部监督环境的异质性分析

1. 基于分析师关注的异质性分析

分析师作为金融市场重要的信息中介,可以有效缓解企业的信息不对称程度(李春涛等,2014)。第一,分析师关注起到信息透明化的作用,分析师通过考察上市公司、发布分析报告,将上市公司最新的情况提供给投资者,降低投资者和上市公司之间的信息不对称。第二,分析师关注起到外部监督的作用,分析师可以代替股东进行持续高质量的监督,约束管理层的机会主义,降低公司的代理成本。不管是信息中介效应还是外部监督作用,分析师关注度高的上市公司,意味着更透明的信息环境和更严格的监督。本文使用上市公司分析师关注的人数来衡量分析师关注度,以分析师关注度中位数作为分隔点,将样本分为高分析师关注度公司和低分析师关注度公司两个子样本^①,表 9 第(1)—(4)列展示了不同分析师关注度的回归结果。根据分样本回归结果,低分析师关注度子样本中,影子银行化水平(*Sharate*)对全要素生产率(*TFP_LP*、*TFP_OP*)的回归系数显著为负,且系数绝对值相对更大。这表明在低分析师关注环境下,公司的代理成本较高,企业影子银行化对全要素生产率的抑制作用更强。

2. 基于“四大”会计师事务所审计的异质性分析

有效的外部审计可以审核公司披露信息的准确性,降低公司的信息不对称程度。与非“四大”会计师事务所相比,当审计师来自“四大”会计师事务所时,其审计质量更高,所以由

^①分析师关注度的中位数为 7,且两个子样本中均包含分析师关注度为 7 的观测值。因此,为了避免中位数对异质性分析结果的影响,本文在分样本时剔除了分析师关注度为 7 的样本,导致两个子样本的样本量不相等。

“四大”会计师事务所审计的公司具有更高的信息透明度。因此,审计师来自“四大”会计师事务所可以有效降低公司的信息不对称程度,缓解代理问题,从而使得内部人通过影子银行活动获取私利、掏空公司利益等行为被发现的概率更高,约束了内部人的不当行为,从而降低企业影子银行化对全要素生产率的影响。

为了进一步验证以上观点,本文根据审计师是否来自“四大”会计师事务所进行分样本回归。表9第(5)—(8)列回归结果显示,在非“四大”会计师事务所审计的样本中,企业影子银行化水平(*Sharate*)对全要素生产率的回归系数显著为负;而当审计师来自“四大”会计师事务所时,影子银行化水平(*Sharate*)对全要素生产率的回归系数不显著。这表明审计师可以起到外部监督的作用,抑制了管理层和大股东通过影子银行活动谋取私利的行为,从而降低影子银行活动对全要素生产率的不利影响。

表 9 基于分析师关注度和“四大”会计师事务所审计的分样本回归结果

	分析师关注度				“四大”会计师事务所审计			
	<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>		<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高	低	高	低	是	否	是	否
<i>Sharate</i>	-0.035 * (-1.89)	-0.065 ** (-2.38)	-0.046 ** (-2.48)	-0.099 *** (-3.84)	-0.074 (-1.52)	-0.088 *** (-5.88)	-0.016 (-0.31)	-0.096 *** (-6.82)
<i>Cons</i>	-3.905 *** (-15.02)	-5.113 *** (-18.81)	-1.516 *** (-5.03)	-3.334 *** (-12.53)	-1.791 *** (-2.90)	-5.751 *** (-36.45)	-0.814 (-1.08)	-3.529 *** (-23.53)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9 706	10 512	9 706	10 512	1 542	28 087	1 542	28 087
<i>Adj. R</i> ²	0.73	0.62	0.61	0.52	0.64	0.58	0.48	0.49
系数差异 P 值	0.002		0.032		0.010		0.000	

七、结论与建议

(一) 研究结论

当下我国经济需以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革,从而实现全要素生产率的全面提高。而随着经济金融化的到来,我国实体经济企业正面临着需求性结构失衡,非金融企业基于利润追逐的目的,开展影子银行业务,影响了企业主营业务的开展和研发投入的投入,造成实体经济发展缓慢。

本文利用 2008—2021 年中国 A 股上市公司中的非金融企业数据,探究企业影子银行化对全要素生产率的影响,结果发现非金融企业从事影子银行业务会通过降低企业的资本配置效率和创新水平,抑制全要素生产率的提升。另外,本文还从内部特征和外部监督角度进行异质性分析,研究发现在公司治理水平低、高管具有金融背景、分析师关注度低、非“四大”会计师事务所审计的企业,企业影子银行化对全要素生产率的负向影响更加显著。

(二) 政策建议

实体企业部门承担着物质生产的职责,适当的金融资产配置能够增强企业的抗风险能力。但是,在高额利益的驱使下,企业过多地将资金投入到了委托贷款、委托理财、民间借贷以及各类影子信贷产品,参与影子银行业务,这必然会助长实体经济的“脱实向虚”,导致实业风险与金融业风险的交叉传递,为实体部门的生产和发展带来不良影响。鉴于此,本文提出

以下政策建议:

首先,进一步深化金融体制改革,通过金融政策约束企业参与影子银行活动,有效引导非金融企业“脱虚向实”。《人民银行 银保监会 证监会 外汇局关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(银发〔2018〕106号)提出,统一同类资产管理产品的监管标准,有效防控金融风险,引导社会资金流向实体经济。这一定程度上加强了相关部门对各类信托业务、资管业务等的监管,实现了理财产品的资产和资金来源的监管透明化,从而限制非金融企业在影子银行业务中的监管套利空间,进一步约束了企业的影子银行规模,使企业将重心回归到发展生产、注重创新的生产经营活动中,但对企业影子信贷业务的有效监管仍然不足。因此,深化金融市场改革需要进一步规范投资资金来源,增加资金投向的透明性,促进企业与金融机构的良性互动发展。

其次,提升公司的内部治理水平,完善监督制衡机制和激励机制,推动公司治理体系现代化,从而限制影子银行活动中管理层的不当行为。一方面,优化公司的股权结构与董事会制度,减少经理人与股东之间、大股东与小股东之间的双重委托代理矛盾,有效监督管理层通过多层嵌套等手段隐匿关联交易和资金真实去向,抑制大股东通过复杂的影子银行活动对公司利益的“掏空行为”。另一方面,健全公司的激励制度,通过薪酬激励、晋升激励等方式促使管理层着眼于公司的长期发展,减少其通过影子银行活动获利的短视行为以及不良牟利的动机。

最后,完善公司的外部监督环境。提升分析师关注度和审计质量能够降低企业信息不对称程度,提高企业信息披露质量,从而有利于企业影子银行活动的监督。一方面,提升审计人员的个人素养和专业技术水平,完善审计质量相应的审核制度,从而提高企业外部监督的公平性和独立性;另一方面,加强对分析师行为的规范,建立有效的声誉风险管理机制,保证信息来源合法合规、研究方法专业审慎,从而增强分析师跟踪报告的专业性和权威性,更好地监督和规范企业行为,削弱企业开展影子银行业务对主营业务的挤出效应,遏制产业“空心化”苗头,促进企业“脱虚向实”发展。

参考文献:

- 1.杜剑、谭琳琼、江美玲,2022:《实体企业金融化会影响审计意见吗?——基于风险承担水平的调节效应》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第5期。
- 2.杜勇、谢瑾、陈建英,2019:《CEO金融背景与实体企业金融化》,《中国工业经济》第5期。
- 3.韩珣、李建军、彭俞超,2022:《政策不连续性、非金融企业影子银行化与企业创新》,《世界经济》第4期。
- 4.何德旭、王朝阳,2017:《中国金融业高增长:成因与风险》,《财贸经济》第7期。
- 5.黄贤环、王翠,2021:《非金融企业影子银行化与盈余可持续性》,《审计与经济研究》第4期。
- 6.李程、赵一杰,2019:《实体企业金融化对微观杠杆率及财务风险的影响研究》,《金融监管研究》第10期。
- 7.李春涛、宋敏、张璇,2014:《分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据》,《金融研究》第7期。
- 8.李刚、方堃、肖土盛,2021:《CEO金融背景与企业创新:促进还是抑制?》,《会计与经济研究》第5期。
- 9.李宏亮、谢建国,2018:《融资约束与企业成本加成》,《世界经济》第11期。
- 10.李建军、韩珣,2019:《非金融企业影子银行化与经营风险》,《经济研究》第8期。
- 11.李青原、陈世来、陈昊,2022:《金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据》,《经济研究》第1期。
- 12.李姝、翟士运、古朴,2018:《非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新》,《中国工业经济》第7期。
- 13.凌润泽、潘爱玲、李彬,2021:《供应链金融能否提升企业创新水平?》,《财经研究》第2期。
- 14.刘啟仁、黄建忠,2016:《产品创新如何影响企业加成率》,《世界经济》第11期。
- 15.罗佳、张蛟蛟、李科,2023:《数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率?——来自上市公司专利

数据的证据》,《财经研究》第2期。

16.钱雪松、康瑾、唐英伦、曹夏平,2018:《产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究》,《中国工业经济》第8期。

17.任宇新、张雪琳、吴敬静、贺正楚,2022:《政府补贴、研发投入与全要素生产率——中国制造业企业的实证研究》,《科学决策》第7期。

18.宋敏、周鹏、司海涛,2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。

19.沈红波、张广婷、阎竣,2013:《银行贷款监督、政府干预与自由现金流约束——基于中国上市公司的经验证据》,《中国工业经济》第5期。

20.曙光、马忠,2022:《母子公司间高管纵向兼任与上市公司资本配置效率》,《经济与管理研究》第1期。

21.司登奎、李小林、赵仲匡,2021:《非金融企业影子银行化与股价崩盘风险》,《中国工业经济》第6期。

22.严若森、钱晶晶、祁浩,2018:《公司治理水平、媒体关注与企业税收激进》,《经济管理》第7期。

23.杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。

24.钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林,2016:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。

25.Akerberg, D., C. L. Benkard, S. Berry, and A. Pakes. 2007. “Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes.” In *Handbook of Econometrics*, Vol.6, Part A. Edited by James J. Heckman and Edward E. Leamer, 4171–4276. Amsterdam: North Holland.

26.Jiang, G., C. Lee, and H. Yue. 2010. “Tunneling through Intercompany Loans: The China Experience.” *Journal of Financial Economics* 98(1): 1–20.

27.Wooldridge, J. M. 2009. “On Estimating Firm-level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservable.” *Economics Letters* 104(3): 112–114.

The Crowding-out Effect of Shadow Banking on Corporate Efficiency

Hu Jing¹, Zhang Xuan², Sun Xiaoling³ and Li Chuntao⁴

(1: School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics;

2: School of Statistics and Mathematics, Zhongnan University of Economics and Law;

3: Information Technology Department, Shanghai Pudong Development Bank;

4: International Business School, Henan University)

Abstract: The profit-seeking behavior of non-financial enterprises engaging in shadow banking activities distorts the long-term investment decisions of management and reduces corporate efficiency. This paper selects the sample of Chinese non-financial A-share listed companies from 2008 to 2021 to investigate the impact and mechanism of shadow banking of non-financial enterprises on total factor productivity. The results show that shadow banking business will affect the total factor productivity of enterprises by decreasing innovation levels and efficiency of capital allocation. The heterogeneity analysis of the internal governance characteristics of enterprises shows that the impact of shadow banking business on total factor productivity is more significant in enterprises with weak corporate governance and enterprises with executives having financial background. The heterogeneity analysis of the external market regulatory mechanism of enterprises shows that the impact of shadow banking business on total factor productivity is more prominent in enterprises with less analyst following and enterprises audited by Non-Big-Fours. Therefore, it is the key to optimize capital allocation and promote the high-quality development of the real economy to constantly improve the governance system of shadow banking and effectively guide non-financial enterprises to move from virtual to real in the current financial system reform.

Keywords: Shadow Banking, Total Factor Productivity, Efficiency of Capital Allocation, Corporate Innovation

JEL Classification: D21, D24, G11

(责任编辑:陈永清)